

日本の貿易収支に関する実証分析

—韓国およびアメリカとの二国間貿易の研究—

野尻 純

目 次

1. 本稿の目的
2. 先行研究
3. 実証分析モデル
4. 実証結果
5. まとめ

1. 本稿の目的

これまでに、為替レートと貿易収支に関する多くの研究が行われてきた。その主な目的は、マーシャル・ラーナー条件が示すように、為替レートの減価ははたして貿易収支を改善させる効果があるか、という問題に対して答えようとするものであった。しかしながら、この問題に対するコンセンサスは得られていない (Bahmani-Oskooee and Ratha, 2004; Bahmani-Oskooee and Hegerty, 2010)。そこで、本稿では、為替レートの変化が日本の貿易収支とりわけ韓国およびアメリカとの二国間貿易収支に、どのような影響を及ぼすかを実証的に分析して、その結果を報告することにしたい。

日本の貿易相手国上位3カ国は、表1に示したように、主としてアメリカ、中国、韓国である。1995年から2006年までは1位はアメリカで、約2割を占めていた。2007年以降は中国が約2割でトップとなっており、アメリカの割合は年々減少しているものの、現在でも貿易関係は深いものとなっている。また、アジア通貨危機の影響を受けた1998年から2000年の3年間を除いて、韓国が第3位となっており、日韓の貿易における結びつきは強いものといえる。本稿では、資本主義経済間の貿易に焦点を当て、韓国とアメリカを分析の対象とする⁽¹⁾。

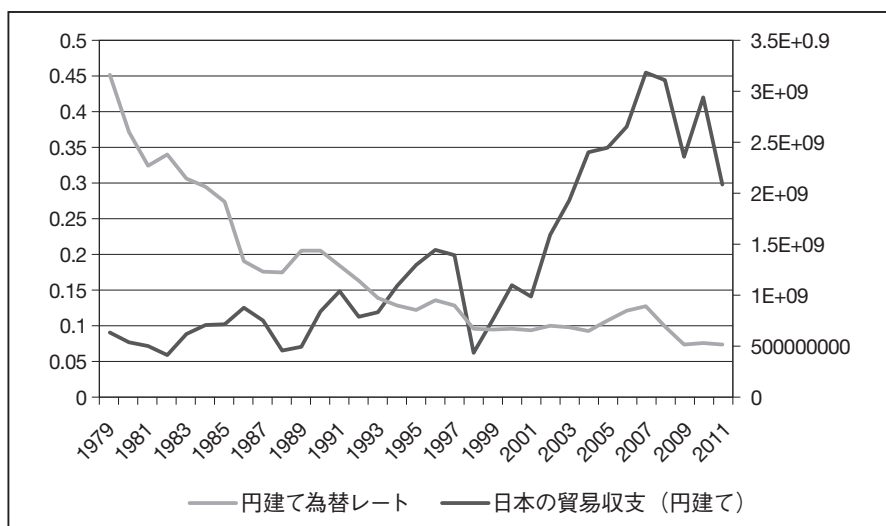
さて、図1は、日本と韓国の1979年以降の貿易収支と為替レートとの関係を表している。1979年以来、ウォンに対する円建てレートは増価傾向にある一方で、貿易収支はアジア通

表 1：日本の貿易相手国（輸出入総額割合）

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
1位	アメリカ (25.2%)	アメリカ (25.2%)	アメリカ (25.4%)	アメリカ (27.8%)	アメリカ (26.9%)	アメリカ (25.0%)	アメリカ (24.5%)	アメリカ (23.4%)	アメリカ (20.5%)
2位	中国 (7.4%)	中国 (8.2%)	中国 (8.4%)	中国 (8.6%)	中国 (9.1%)	中国 (10.0%)	中国 (11.8%)	中国 (13.5%)	中国 (15.5%)
3位	韓国 (6.2%)	韓国 (6.0%)	韓国 (5.3%)	台湾 (5.4%)	台湾 (5.7%)	台湾 (6.3%)	韓国 (5.6%)	韓国 (5.8%)	韓国 (6.2%)
4位	台湾 (5.6%)	台湾 (5.4%)	台湾 (5.3%)	ドイツ (4.5%)	韓国 (5.3%)	韓国 (6.0%)	台湾 (5.1%)	台湾 (5.3%)	台湾 (5.3%)
5位	ドイツ (4.4%)	ドイツ (4.3%)	ドイツ (4.0%)	韓国 (4.1%)	ドイツ (4.1%)	ドイツ (3.8%)	ドイツ (3.7%)	香港 (3.6%)	香港 (3.7%)
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	
1位	アメリカ (18.6%)	アメリカ (17.8%)	アメリカ (17.4%)	中国 (17.7%)	中国 (17.4%)	中国 (20.5%)	中国 (20.7%)	中国 (20.6%)	
2位	中国 (16.5%)	中国 (17.0%)	中国 (17.2%)	アメリカ (16.1%)	アメリカ (13.9%)	アメリカ (13.5%)	アメリカ (12.7%)	アメリカ (11.9%)	
3位	韓国 (6.5%)	韓国 (6.4%)	韓国 (6.3%)	韓国 (6.1%)	韓国 (5.8%)	韓国 (6.1%)	韓国 (6.2%)	韓国 (6.3%)	
4位	台湾 (5.7%)	台湾 (5.5%)	台湾 (5.3%)	台湾 (4.8%)	台湾 (4.4%)	台湾 (4.8%)	台湾 (5.2%)	オーストラリア (4.4%)	
5位	香港 (3.6%)	タイ (3.4%)	サウジアラビア (3.4%)	オーストラリア (3.4%)	オーストラリア (4.2%)	オーストラリア (4.1%)	オーストラリア (4.2%)	台湾 (4.4%)	

日本の輸出入総額でみた貿易相手国上位 5 カ国：() 内は割合を表す。財務省貿易統計参照
(出所) 財務省貿易統計より筆者作成

図 1：対韓国貿易収支および為替レート

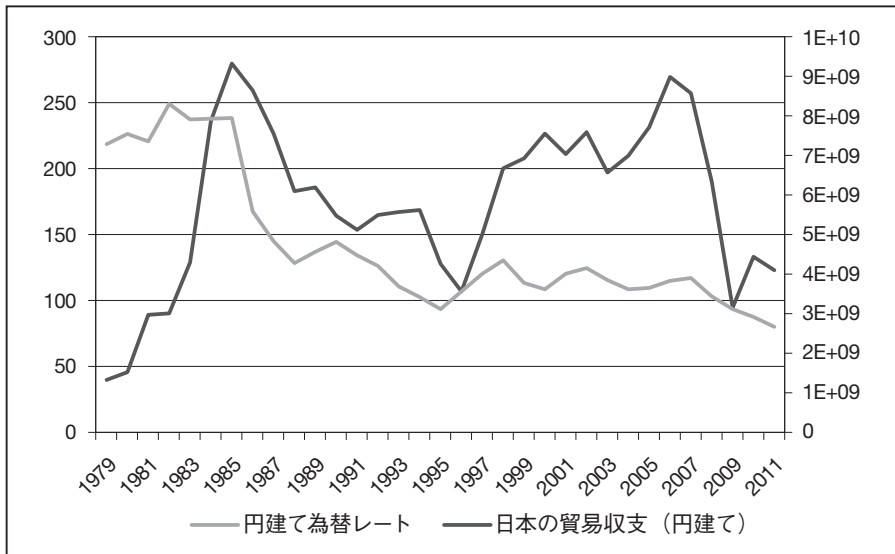


(出所) 貿易収支は財務省貿易統計、円建て為替レートは IMF より筆者作成

貨危機やリーマン・ショックといった時期を除けば、おおむね拡大傾向にある。

図2は、日本とアメリカの1979年以降の貿易収支と為替レートの関係を表している。1985年のプラザ合意や2008年のリーマン・ショックによる円高を除いて、為替レートは比較的安定的に推移している。また、貿易収支は1985年から2008年まで、1998年に大幅に伸びたことを除けば、為替レートとほぼ同じ動きを示していることがわかる。

図2：対アメリカ貿易収支および為替レート



(出所) 貿易収支は財務省貿易統計、円建て為替レートはIMFより筆者作成

韓国とのケースでは、為替レートは増価傾向にあるにもかかわらず貿易収支は拡大しているため、円の減価は一層貿易収支を拡大させる可能性がある。また、アメリカとのケースでも、為替レートと貿易収支はほぼ同じ動きを示しており、円が減価した場合貿易収支を拡大させる可能性がある。

次に、貿易収支を理論的に分析したものとして、国民所得勘定式に基づいたアブソーブション・アプローチや、貨幣供給に基づいたマネタリー・アプローチがある。そこで、本稿では、貿易収支を決定する変数として為替レート以外に、所得とGDPに対する貨幣量(M1)の比率を加えることにする。これらの変数を加えることで、韓国およびアメリカとの貿易収支を決定する要因を、より一般的に分析することが可能になる。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、第2節で、これまでの先行研究のレビューを行う。第3節では、分析モデルとデータについて説明する。そして、第4節で、実証結果について見ていく。最後に、まとめを行う。

2. 先行研究

本節では、貿易収支に関する先行研究のレビューを行う。以下の内容は、主に、Bahmani-Oskooee and Ratha (2004), Bahmani-Oskooee and Hegerty (2010), Kim (2009) に依拠している。

これまでの貿易収支に関する分析の大多数は、弾力性アプローチに基づいて一国全体の貿易収支に焦点を当ててきた。弾力性アプローチは、マーシャル・ラーナー条件と J-カーブ効果という 2 つの考え方に特徴を持つ。

マーシャル・ラーナー条件とは、(実質) 為替レートに対する需要および供給の弾力性の和が 1 を上回れば、(実質) 為替レートが減価した場合に貿易収支は改善するというものである。Bahmani-Oskooee and Niroomand (1998) は、需要と供給の弾力性を調べた結果、日本を含めてほとんどの国でマーシャル・ラーナーの条件が成り立つことを示した一方で、Bahmani-Oskooee and Alse (1994) は、41 カ国について実質実効為替レートと貿易収支の間に、マーシャル・ラーナー条件が成り立つかを調べた結果、6 カ国のみで成り立つことを示しており、Johansen and Juselius (1990) の共和分検定の方法に従った計量分析結果は一致していない。

長期的にはマーシャル・ラーナー条件が成り立つが、為替レートの減価は初期においては貿易収支を悪化させる現象が見られることがあった。これは、J-カーブ効果と呼ばれる。為替レートの減価は、短期的には数量調整ができないので、自国通貨建ての輸入価格を上昇させるが自国通貨建ての輸出価格は変わらないために、貿易収支を悪化させることになる。しかし、長期的には数量調整を行うことができるために、貿易収支は改善していく。この J-カーブ効果が存在する場合は、貿易収支不均衡を是正しようとする政策立案者にとっては重要な問題となり、たとえ自国通貨を減価させる政策を行っても、どれほどの期間で貿易収支が改善していくかを見極めなければならないことになる。

Rose and Yellen (1989) は、操作変数法を用いて、アメリカと日本を含む主要貿易相手国の間には、明確な J-カーブ効果は見られないと結論付けている。また、同様の分析手法を用いて、Hsing and Savvides (1996) は、韓国および台湾の日本とアメリカに対する J-カーブ効果を検証した結果、J-カーブ効果は見られないことを示した。Backus (1998) は、Sims (1980) によって提唱された VAR 分析を用いて、1955 : Q2 - 1993 : Q2 における日本の貿易収支について実証分析を行い、J-カーブ効果が見られるとしている。また、Gupta-Kapoor and Ramakrishnan (1999) は、VECM モデルを用いて、1975 : Q1 - 1996 : Q4 における日本の貿易収支について実証分析を行った結果、Backus (1993) 同様、J-カーブ効果が見られることを示した。さらに、Bahmani-Oskooee and Goswami (2003) は、Pesaran et al. (2001) によって提唱された ARDL 分析に従って、1973 - 1998 年の四半期データを用いて日本とそ

の主要貿易相手国 9 カ国間について分析した結果、ドイツおよびイタリアに対しては J-カーブ効果が観察されるとしている。

以上で概観した貿易収支に関する弾力性アプローチのほかに、国民所得勘定式に基づいたアブソープション・アプローチがある。これは国民所得が貿易収支を決定するうえで重要な要素となることを強調したものである。つまり、輸入需要関数は国民所得と正の関係を持つ関数であり、国民所得が増加すれば輸入の増加を引き起こすために貿易収支は悪化することになる。通貨の切り下げは交易条件を変化させ、外国財から自国財への支出切り替え効果 (Expenditure Switching Effect) が起こり、生産は上昇し貿易収支は改善することになる。Magee (1973) や Krugman and Baldwin (1987) は、アメリカの貿易収支赤字は他国の需要増加よりもアメリカの需要増加の影響が大きいために起こるものであり、アブソープション・アプローチを支持すると述べている。しかし、国民所得の増加が需要ショックによって起こる場合と供給ショックによって起こる場合とでは、貿易収支に及ぼす影響は異なるものとなりうる。たとえば、これまでは輸入に頼っていた製品を自国で生産できるといった技術進歩のような供給ショックが起こった場合、貿易収支は改善しうる。よって、国民所得の増加がどちらのショックで起こったかによって、貿易収支への影響はプラスにもマイナスにもなりうる。

もう 1 つ、貿易収支に関するマネタリー・アプローチがある。これは国際収支の赤字は貨幣の超過供給によって起こるというものである。貨幣供給の増加は実質貨幣量を増やし、各個人は自身の資産が増加したと認識する。よって、各個人は所得に比べて消費を増やすことになり、貿易収支は悪化することになる。したがって、マネタリー・アプローチによれば、貨幣供給の増加は貿易収支にマイナスの影響を与えることになる。

これまでも多くの研究が貿易収支を理論的に分析してきた一方で、実証分析もこれら 3 つのアプローチに基づいて行われてきた。しかし、日本の二国間貿易収支を対象として、これら 3 つを同時に考慮に入れたうえで実証分析を行ったものは数少ない。Kim (2009) は、二国間貿易収支、二国間実質為替レート、二国の所得、および二国間の M1 で計った相対名目貨幣量を変数とした VECM 分析に従って、1980 : Q1 - 2006 : Q2 の四半期データを用いて韓国の日本およびアメリカに対する二国間貿易収支を分析し、日本との間には J-カーブ効果が見られるが、アメリカとの間では、韓国ウォンの減価は即座に貿易収支を改善させることを示した。また、貨幣量の変化は二国間貿易収支に影響を及ぼしうると述べている。本稿では、二国間の相対名目貨幣量ではなく、二国の GDP に対する貨幣量 (M1) という比率を変数とすることで、貿易収支に対するマネタリー・アプローチを考慮している。これは、Miles (1979) および Himarios (1985) に則っている。この点で、Kim (2009) とは異なっており、また日本と韓国およびアメリカに対する二国間貿易収支を分析する。これが、本稿の特徴である。

3. データおよび実証分析モデル

3.1 データ

本稿で用いられる変数は、二国間貿易収支、自国と外国の所得、自国と外国の実質 GDP に対する貨幣量比率である。韓国とのケースでは、日本と韓国の貿易収支としては韓国からの輸入に対する日本の輸出比率 (tbk)、日本の所得 (y_j)、韓国の所得 (y_k)、日本の GDP に対する貨幣比率 (rmj)、韓国の GDP に対する貨幣比率 (rmk)、韓国との実質為替レート (rer_k) である⁽²⁾。アメリカとのケースは、日本とアメリカの貿易収支としてはアメリカからの輸入に対する日本の輸出比率 ($tbus$)、日本の所得 (y_j)、アメリカの所得 (y_{us})、日本の GDP に対する貨幣比率 (rmj)、アメリカの GDP に対する貨幣比率 ($rmus$)、アメリカとの実質為替レート (rer_{us}) である。ここでは、所得の代理変数として各国の GDP volume Index (2005 年基準) を用いる (Kim (2009))。実質為替レートは、 $S^{k(us)} \cdot CPI^{k(us)} / CPI^j$ で計算されている。ただし、 $S^{k(us)}$ は 1 ウォンあたりの円建て名目為替レート (us はアメリカドル)、 $CPI^{k(us)}$ は韓国の消費者物価指数 (us はアメリカ消費者物価指数)、 CPI^j は日本の消費者物価指数である。つまり、 rer_k (rer_{us}) の上昇は、韓国ウォン (アメリカドル) に対する日本円の減価を意味している。なお、各国の消費者物価指数は 2005 年基準である。また、各国の実質 GDP に対する貨幣比率は、 M^i / GDP^i ($i = j, k, us$) で計算する (miles (1979), hamarios (1985))。貨幣残高については、各国とも M1 を用いている。これらの変数は、二国間貿易収支を分析する論文ではよく用いられるものとなっている (Kim (2009), Tsen (2010))。さらに、韓国のケースでは、アジア通貨危機の影響を考慮してダミー変数を推定に加えている。1997 : Q4 – 2008 : Q2 には 1 を、それ以前では 0 とした。

データは、1979 : Q1 – 2008 : Q2 の季節調整済み四半期データであり、すべて対数をとって分析を進めている。季節調整が施されていない変数は CENSUS X12 で季節調整を施した。なお、貿易収支のデータは財務省貿易統計から、他のデータは International Financial Statistics (IMF より) から集めた。

3.2 VECM モデル

続いて、今回の実証分析で用いる VECM (ベクトル誤差修正モデル) について解説する。ここでは、羽森 (2009) に依拠している。まず、 n 変数から成る通常の p 次の誘導型モデルが、次のように与えられているとする。

$$X_t = \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + u_t \quad (1)$$

ただし、 $X_t = (X_{1t}, \dots, X_{nt})$ の $n \times 1$ ベクトル、 A_i は過去の変数に対する $n \times n$ の係数行列、 u_t はホワイトノイズの性質を持つ $n \times 1$ の誤差項ベクトルである。

ほとんどの時系列データは非定常である。しかし、 n 個の変数の中に定常となる線型結合の関係（すなわち共和分の関係）が見られる場合、グランジャーの表現定理より、(1) 式は

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (2)$$

と表すことができる。ただし、 $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$ 、 $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ 、 $\Phi_i = -\sum_{j=i+1}^p \Phi_j$ である。さらに、Engle と Granger は、 $\Pi X_{t-1} = \alpha \beta' X_{t-1} = \alpha ECT_{t-1}$ と分解できることを示した。 α は調整係数ベクトル、 β は共和分ベクトル、 ECT_{t-1} は誤差調整ベクトルと呼ばれる。また、係数行列 Π のランクの個数によって共和分ベクトルの個数が決定される。もしフルランクであれば X_t の各要素は定常であり、ランクが 0 であれば X_t の各要素は $I(1)$ 変数となる。ランクが r ($0 < r < n$) であれば、 r 個の共和分ベクトルが存在していることになる。

この VECM モデル (2) は、 ΔX_t が短期的な変動 ($\sum_{i=1}^{p-1} \Phi_i \Delta X_{t-i}$) および長期均衡からの乖離 (αECT_{t-1}) で表されることに特徴がある。また、通常の VAR モデルと同様に、インパルス反応および分散分解を調べることができる。

3.3 推計式

本稿では、前項で説明した VECM モデルに基づいて分析するわけであるが、3.1 で説明したデータを用いると、全部で 6 本の式が出てくる。これは、二国間貿易収支、二国間実質為替レート、日本と貿易相手国の所得、日本と貿易相手国の貨幣比率という 6 つの変数を用いるためである。しかし、分析の目的は、貿易収支がどのような変数で決まるかを見ることにある。したがって、韓国およびアメリカとの貿易収支 (tbk , $tbus$) に関する推定式のみを考えることにする。

$$tbk_t = c + \alpha_1 rerk_t + \alpha_2 yj_t + \alpha_3 yk_t + \alpha_4 rmj_t + \alpha_5 rmk_t + u_{k,t} \quad (3)$$

$$tbus_t = c + \beta_1 rerus_t + \beta_2 yj_t + \beta_3 yus_t + \beta_4 rmj_t + \beta_5 rmus_t + u_{us,t} \quad (4)$$

以上の定式化によって、二国間貿易収支を決定する変数について分析することができる。第 2 章の先行研究でみたように、マーシャル・ラーナー条件が成り立つなら $\alpha_1 > 0$ 、 $\beta_1 > 0$ となるはずである。また、日本の所得増加が需要ショックによるものならば、 $\alpha_2 < 0$ 、 $\beta_2 < 0$ となり、供給ショックによるものならば、 $\alpha_2 > 0$ 、 $\beta_2 > 0$ となることが期待される。反対に、外国の所得増加が需要ショックによるものならば、 $\alpha_3 > 0$ 、 $\beta_3 > 0$ となり、供給

ショックによるものならば、 $\alpha_3 < 0$, $\beta_3 < 0$ となることが期待される。さらに、マネタリー・アプローチに従えば、日本の貨幣比率の上昇は貿易収支を悪化させることになるため、 $\alpha_4 < 0$, $\beta_4 < 0$ となることが期待される。反対に、外国の貨幣比率の上昇は貿易収支を改善させることになるため、 $\alpha_5 > 0$, $\beta_5 > 0$ となることが期待される。次節の実証結果は、(3) 式と (4) 式について推計したものである。

4. 実証結果

4.1 単位根検定

各変数が定常か非定常かを調べるために、まず単位根検定を行った⁽³⁾。今回行った単位根検定は、データにトレンドと定数項があるものとしている⁽⁴⁾。その結果が表2に示されている。レベルの水準では、韓国との貿易収支 *tbk* は、PP 検定によって 10% の水準で「単位根を持つ」という帰無仮説が棄却されるが、ADF 検定では「単位根を持つ」という帰無仮説は棄却されない。また、韓国の実質貨幣残高 *rmk* は、ADF 検定によれば 1% の水準で「単位根を持つ」という帰無仮説が棄却されるが、PP 検定によれば「単位根を持つ」という帰無仮説は棄却されない。よって、各変数はレベルの水準では単位根を持つ結果となった。

そこで、続いて各変数の 1 階の階差をとって単位根検定を行ったところ、各変数は ADF 検定でも PP 検定でも 1% の水準で「単位根を持つ」という帰無仮説が棄却され、単位根を持たない結果となった。

表 2：単位根検定の結果

	レベル		1 階の階差	
	ADF	PP	ADF	PP
<i>tbk</i>	-3.109757	-3.2254 *	-11.87334 ***	-12.2517 ***
<i>tbus</i>	-1.882475	-1.9900	-6.297621 ***	-11.6644 ***
<i>rer</i>	-2.422132	-1.7269	-5.488447 ***	-9.225 ***
<i>rerus</i>	-1.842243	-1.8729	-8.585191 ***	-8.4524 ***
<i>yk</i>	-0.667359	-0.7962	-11.64565 ***	-11.6240 ***
<i>yus</i>	-3.028961	-2.7299	-5.180607 ***	-7.94842 ***
<i>yj</i>	-1.111212	-1.1350	-10.4244 ***	-10.4971 ***
<i>rmk</i>	-4.426613 ***	-2.8125	-5.37776 ***	-9.0933 ***
<i>rmus</i>	-2.518637	-2.7790	-9.352887 ***	-9.1691 ***
<i>rmj</i>	-2.209153	-2.1294	-10.43068 ***	-10.5507 ***

***, **, * はそれぞれ有意水準 1%, 5%, 10% を示す。

(出所) 推定結果より作成

4.2 共和分検定

まず、共和分検定を行う前に、あらかじめ VAR モデルのラグの長さを決定する必要がある。これは、Johansen の検定がラグの長さに影響を受けやすいためである。ここでは、FPE (Final Prediction Error; 最終予測誤差)、AIC (Akaike's Information Criteria; 赤池情報基準)、SIC (Schwartz Information Criteria; シュバルツ情報基準)、HQ (Hannan and Quinn Information Criteria) の4つの情報量基準を用いる。その結果が表3に示されている⁽⁵⁾。なお、最大ラグの長さは8期としている。

FPE と AIC は韓国とアメリカのどちらのケースでも2期を選択し、SIC と HQ は韓国とのケースでは1期を、アメリカとのケースではSICが1期、HQが2期を選択している。ここでは、FPE と AIC に基づいて、2期を選択することにする⁽⁶⁾。

表3：最適ラグの決定

韓国のラグ次数					アメリカのラグ次数				
Lag	FPE	AIC	SIC	HQ	Lag	FPE	AIC	SIC	HQ
0	1.13E-15	-17.38601	-17.09141	-17.26652	0	5.57E-16	-18.0964	-17.9491	-18.03665
1	2.62E-22	-32.66985	-31.49146*	-32.19189*	1	8.89E-25	-38.35313	-37.32204*	-37.93492
2	1.85e-22*	-33.02177*	-30.95959	-32.18534	2	5.44e-25*	-38.84973*	-36.93484	-38.07304*
3	1.97E-22	-32.97622	-30.03024	-31.78132	3	6.41E-25	-38.70121	-35.90253	-37.56605
4	2.52E-22	-32.76164	-28.93186	-31.20826	4	8.56E-25	-38.4385	-34.75603	-36.94487
5	3.06E-22	-32.61437	-27.9008	-30.70252	5	9.52E-25	-38.37816	-33.81189	-36.52605
6	2.70E-22	-32.81485	-27.21749	-30.54453	6	9.06E-25	-38.49669	-33.04663	-36.28611
7	3.78E-22	-32.58395	-26.10279	-29.95516	7	1.19E-24	-38.32038	-31.98652	-35.75133
8	4.09E-22	-32.6517	-25.28675	-29.66444	8	1.26E-24	-38.40834	-31.19069	-35.48082

* が最適ラグを示す

(出所) 推定結果より作成

以上の検定から、2期ラグのもとで共和分検定を行う。ここでは、共和分を表す式には、定数項およびトレンドがあるものとする。韓国およびアメリカのケースについて、Johansen and Juselius (1990) に従って、トレース検定と最大固有値検定を行った結果は、それぞれ表4と表5の通りである。

これらの表から明らかなように、韓国とアメリカのどちらのケースも、トレース検定、最大固有値検定の結果、5%の水準で6つの変数間に2つの共和分関係があることが示されている。このことから、韓国およびアメリカどちらのケースも、2つの独立した長期均衡の関係があることがわかる。

表 4：共和分検定（韓国のケース）

トレース検定					最大固有値検定				
共和分の個数	固有値	統計量	臨界値	P 値 **	共和分の個数	固有値	統計量	臨界値	P 値 **
None*	0.45554	181.3747	117.7082	0	None*	0.455535	69.30642	44.4972	0
At most 1*	0.35728	112.0683	88.8038	0.0004	At most 1*	0.35728	50.39324	38.33101	0.0013
At most 2	0.17986	61.67504	63.8761	0.0755	At most 2	0.17986	22.60393	32.11832	0.4473
At most 3	0.15552	39.07111	42.91525	0.1151	At most 3	0.155521	19.27004	25.82321	0.2875
At most 4	0.11829	19.80107	25.87211	0.2362	At most 4	0.118289	14.3516	19.38704	0.2314
At most 5	0.04668	5.449464	12.51798	0.5331	At most 5	0.046678	5.449464	12.51798	0.5331

* は 5% の水準で帰無仮説を棄却することを示す。

** は MacKinnon-Haug-Michelis (1999) の p 値である。

(出所) 推定結果より作成

表 5：共和分検定（アメリカのケース）

トレース検定					最大固有値検定				
共和分の個数	固有値	統計量	臨界値	P 値 **	共和分の個数	固有値	統計量	臨界値	P 値 **
None*	0.51869	187.8316	117.7082	0	None*	0.51869	84.09299	44.4972	0
At most 1*	0.32603	103.7386	88.8038	0.0028	At most 1*	0.326027	45.37499	38.33101	0.0066
At most 2	0.18637	58.36365	63.8761	0.1333	At most 2	0.186368	23.71845	32.11832	0.3675
At most 3	0.13696	34.6452	42.91525	0.2599	At most 3	0.136959	16.9387	25.82321	0.4629
At most 4	0.09643	17.70651	25.87211	0.364	At most 4	0.09643	11.66119	19.38704	0.4473
At most 5	0.05121	6.045317	12.51798	0.4546	At most 5	0.05121	6.045317	12.51798	0.4546

* は 5% の水準で帰無仮説を棄却することを示す。

** は MacKinnon-Haug-Michelis (1999) の p 値である。

(出所) 推定結果より作成

そこで、韓国との 2 つの独立した長期均衡の関係式を求めると⁽⁷⁾、

$$tbk = 3.99 + 0.14 rerk - 2.33 yj - 0.130 yk + 0.22 rmk - 0.01 trend$$

(0.91) (-4.56) (-0.24) (1.50)

$$rmj = 4.11 - 0.87 rerk + 4.45 yj - 8.54 yk - 0.35 rmk + 0.06 trend$$

(-2.37) (3.65) (-6.66) (-1.01)

となる。() 内は t 値を表す。つまり、長期的には、実質為替レートの上昇、韓国の貨幣比率上昇は貿易収支を改善し、韓国の所得上昇、日本の所得上昇は貿易収支を悪化させることになる。ただし、実質為替レートの上昇と韓国の所得上昇は有意な値をとっていない。

同様に、アメリカとの 2 つの独立した長期均衡の関係式は、

$$tbus = -3.87 + 0.14 rerus - 0.83 yj + 3.16 yus + 0.04 rmus - 0.01 trend$$

(0.40) (-1.69) (3.13) (0.07)

$$rmj = 12.80 - 2.30 \text{ rerus} - 4.26 \text{ yj} - 1.06 \text{ yus} + 1.18 \text{ rmus} + 0.03 \text{ trend}$$

(−4.64) (−5.95) (−0.472) (−1.60)

となる。したがって、長期的には、実質為替レートの上昇、アメリカの貨幣比率上昇は貿易収支を改善させる可能性があるが、有意な値とはなっていない。この実質為替レートの結果は、Bahmani-Oskooee and Goswami (2003) とは異なる結果となった⁽⁸⁾。また、日本の所得上昇は貿易収支を悪化させ、アメリカの所得上昇は貿易収支を改善させる。

4.3 グランジャー因果性

VAR 分析において、モデルに含まれる変数は他の変数とグランジャーの意味での因果性を持つ必要がある。ある変数が他の変数とグランジャーの因果性がまったくなければ、モデルに含める必要がなく、VAR 分析においては必要な変数とならなくなってしまうためである。

そこで、韓国のケースおよびアメリカのケースについて、それぞれグランジャーの因果性検定を行った。結果は表 6 と表 7 に示されている。

ここでは、すべて p 値で判断しており、有意水準は 5% でとっている。帰無仮説はそれぞれ

表 6：グランジャー因果性検定（韓国のケース）

	従属変数					
	D (tbk)	D (rerk)	D (yj)	D (yk)	D (rmj)	D (rmk)
D (tbk)		0.6749	0.0359*	0.0503	0.4337	0.1425
D (rerk)	0.0097*		0.0188*	0.002*	0.7789	0.0984
D (yj)	0.0374*	0.7328		0.1074	0.0126*	0.748
D (yk)	0.0342*	0.2995	0.0115*		0.5817	0.612
D (rmj)	0.977	0.8802	0.4344	0.1094		0.6903
D (rmk)	0.1633	0.171	0.0064*	0.0005*	0.3752	

* 値は p 値で、* は 5% 水準で「因果関係がない」という帰無仮説を棄却。D は階差を表す。

(出所) 推定結果より作成

表 7：グランジャー因果性検定（アメリカのケース）

	従属変数					
	D (tbus)	D (rerus)	D (yj)	D (yus)	D (rmj)	D (rmus)
D (tbus)		0.7859	0.9533	0.909	0.2441	0.744
D (rerus)	0.000*		0.0728	0.0138*	0.195	0.467
D (yj)	0.6461	0.7803		0.7736	0.8598	0.7833
D (yus)	0.0237*	0.6533	0.000*		0.2597	0.142
D (rmj)	0.7009	0.4843	0.0057*	0.5954		0.5996
D (rmus)	0.0001*	0.7223	0.0702	0.0153*	0.1086	

* 値は p 値で、* は 5% 水準で「因果関係がない」という帰無仮説を棄却。D は階差を表す。

(出所) 推定結果より作成

れ2変数間において「因果関係がない」となっており、p値が0.05を下回れば、帰無仮説は棄却されることになる。

表6より、韓国のケースでは、*tbus*は*rerus*, *yj*, *yk*から、*yj*は*tbk*, *reru*, *yk*, *rmk*から、*yk*は*yj*から、*rmj*は*yj*からの因果関係があることが示された。また、表7より、アメリカのケースでは、*tbus*は*rerus*, *yus*, *rmus*から、*yj*は*yus*, *rmj*, から、*yus*は*rerus*, *rmus*からの因果関係があることが示された。したがって、韓国のケースおよびアメリカのケースともに、VECM分析においてどの変数も外す必要がない。

4.4 VECM分析における診断

ラグ次数2、共和分関係が2つあることを踏まえてVECM分析を行ってきたが、ここでは、モデルが意味のあるものかをチェックするため残差の診断を行う⁽⁹⁾。残差に系列相関があるか否かを、LM検定で行った。その結果が表8に示されている。韓国のケースもアメリカのケースも、残差に系列相関はないという結果になった。

表8：残差診断テスト

韓国のケース			アメリカのケース		
	統計量	p 値		統計量	p 値
LM 検定	38.16421	0.3713	LM 検定	37.92261	0.3817

(出所) 推定結果より作成

表9：韓国の構造変化における尤度比検定

尤度比	臨界値
6.59	3.84

(出所) 推定結果より作成

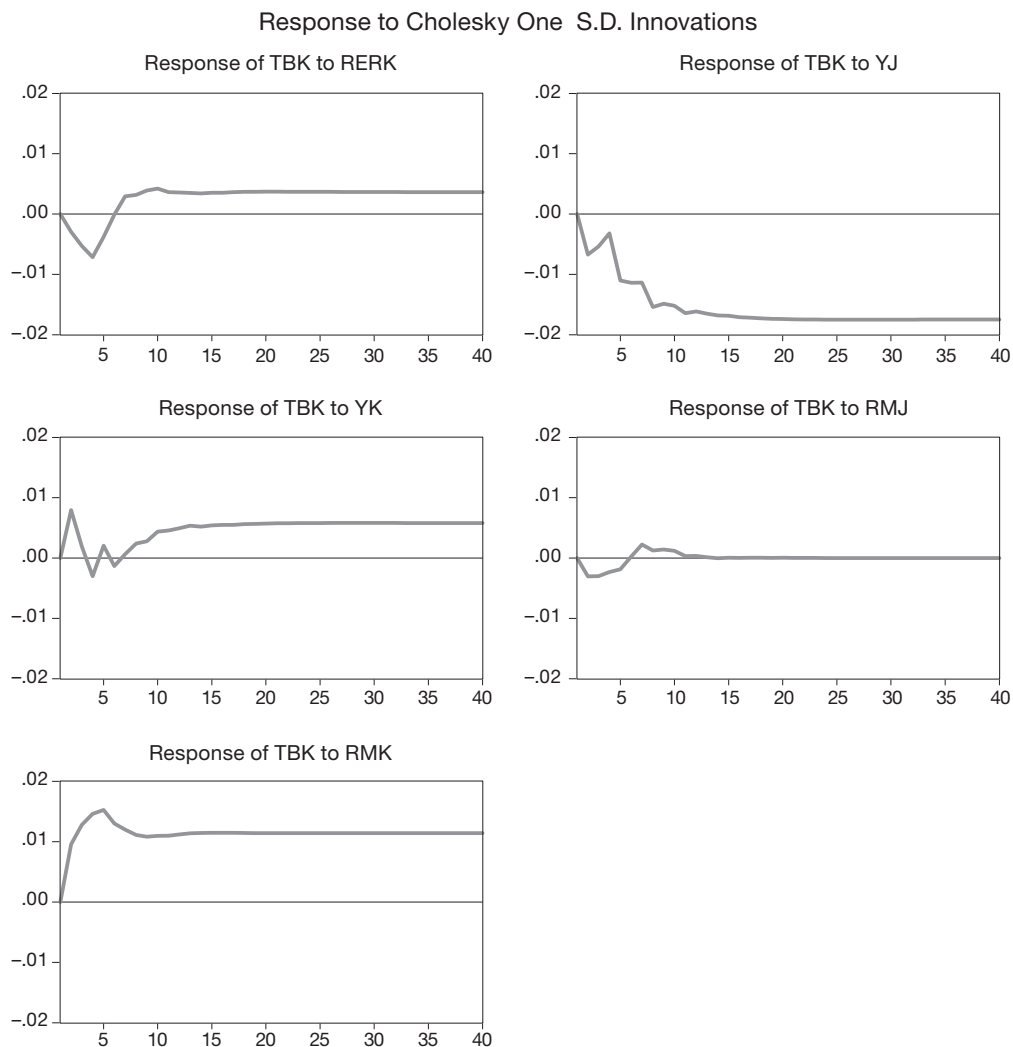
また、韓国とのケースにおいてはダミー変数を用いたため、尤度比検定を行った。その結果が表9である。尤度比が臨界値を上回ったため、「構造変化がない」という帰無仮説は棄却されることになる⁽¹⁰⁾。

したがって、これまでのVECM分析は意味のあるものであるといえるため、このまま分析を続けていく。

4.5 インパルス反応関数

以上でVECMモデルの検証が終わったので、続いてインパルス反応関数を用い、VECMモデルにおいて各変数が貿易収支(*tbk*および*tbus*)に与える影響についての反応をみる。インパルス反応関数とは、ある変数の誤差項に与えられたショックが、その他の変数にどのような影響を及ぼすかを示す関数のことであり、その形状を観察することで、その他の変数がどのように変動するかを分析することができる。本稿では、韓国のケースでは、*reru*, *yj*, *yk*, *rmj*, *rmk*にそれぞれ1標準誤差のショックを与えた場合に*tbk*がどのような反応を示すか、アメリカのケースでは、*rerus*, *yj*, *yus*, *rmj*, *rmus*に1標準誤差のショッ

図3：インパルス反応関数（韓国の場合）



（出所）推定結果より作成

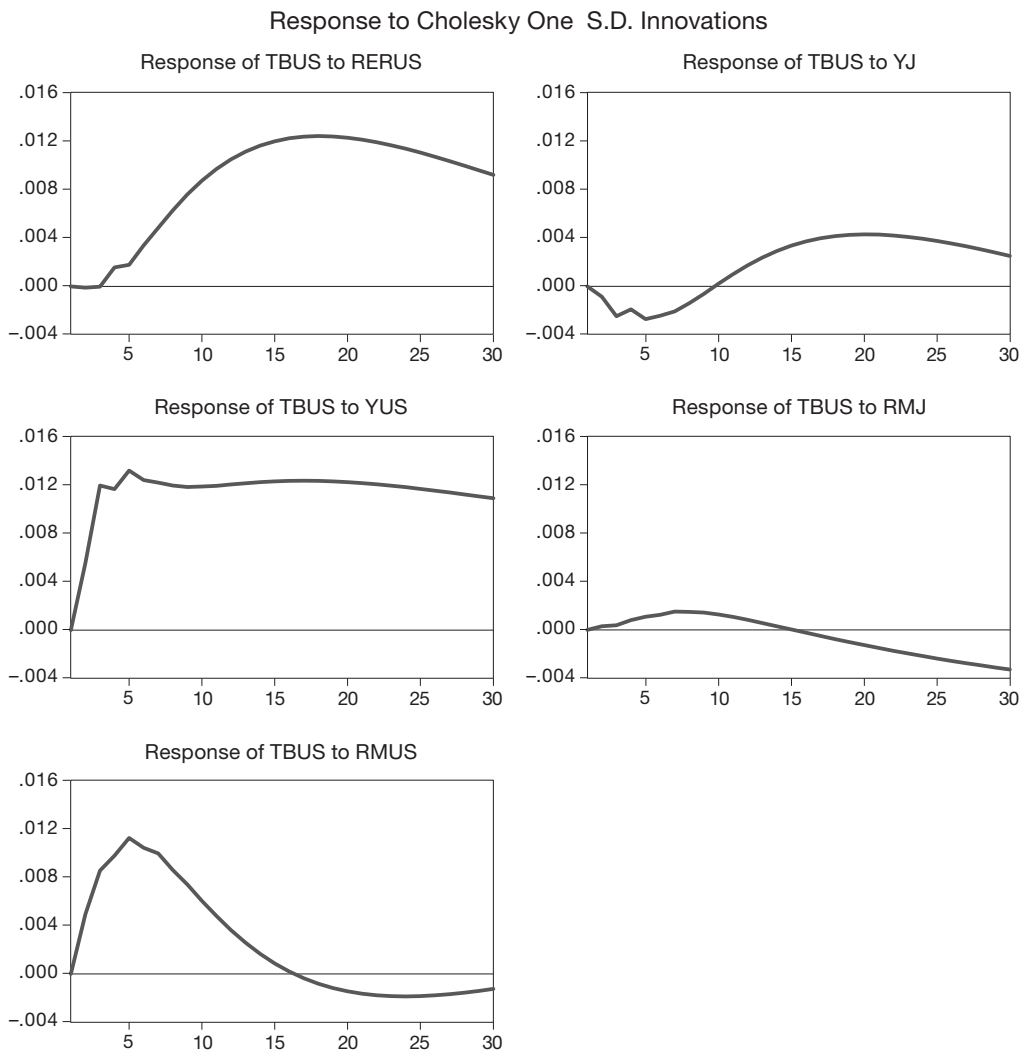
クを与えた場合に *tbus* がどのような反応を示すかを分析することにする。

まず、韓国のケースにおける結果が図3である。図3によれば、実質為替レートの上昇（実質為替レートの減価を意味する）によって、貿易収支は初期では徐々に悪化していき、4期目をピークとして以降、徐々に改善していくことがわかる。このことから、韓国とのケースでは日本の貿易収支はJ-カーブ効果を持つことがわかる。日本の所得に対するショックは、日本の貿易収支を即座に悪化させることがわかる。このことは、日本の所得が増加すると韓国製品への需要が高まることを示しており、需要ショックの影響が大きいと思われる。また、韓国の所得増加は、貿易収支を改善させることがわかる。つまり、韓国の日本

製品に対する需要が伸びることを示している。続いて、日本の貨幣比率上昇は、貿易収支にほとんど影響を及ぼさない。つまり、日本にとって、貨幣比率が上昇しても、韓国との貿易においてはマネタリー・アプローチが成り立たないことを示している。一方、韓国の貨幣比率上昇は貿易収支を改善させる。このことは、韓国から見れば貨幣の超過供給は韓国の貿易収支を悪化させることになり、マネタリー・アプローチが成り立つことを示している。

ここで、KIM（2009）が明示的に示した結果と比較してみる。まず、KIM（2009）は日本と韓国間の貿易においてはJ-カーブ効果が存在することを示しており、本稿の結果と一

図4：インパルス反応関数（アメリカのケース）



（出所）推定結果より作成

致している。また、韓国の貨幣量が増えると貿易収支は悪化することになるためマネタリー・アプローチが成り立つことを示しており、この点も本稿の結果と一致した。一方で、韓国の所得が増加すると韓国の貿易収支は改善することを示しているが、本稿では韓国の所得増加は日本の貿易収支を改善させる結果となった点で異なっている。

次に、アメリカのケースにおける結果が図4である。実質為替レート of 減価によって、韓国のケースとは異なり、初期から3期目まで貿易収支はほとんど変化せず、3期目以降貿易収支は改善していく。この理由として一つ考えられる点は、日本がアメリカに対して、ほとんどをアメリカドル建てで輸出していることが考えられる。為替レートの減価によって輸入品の円建て価格は上昇する一方で、輸出品の円建て価格もまた上昇する。よって、初期は貿易収支はほとんど変化しない。その後、数量調整等を通じて貿易収支は改善していく。ただし、その効果は徐々に薄れていくことがわかる。また、日本の所得の上昇は10期目までは貿易収支を悪化させるが、11期目以降は改善させる。すなわち、初期は日本からのアメリカ製品に対する需要が増すが、11期目以降はその効果は反対になる。なお、アメリカの所得増加は貿易収支を改善させる効果を持つ。この効果は持続的でかつ大きいものと考えられる。日本の貨幣比率上昇は、15期目まで貿易収支をわずかに改善させ、マネタリー・アプローチとは反対の結果となった。アメリカの貨幣比率上昇は、16期目まで貿易収支にプラスの影響をもたらす。アメリカから見れば、貨幣比率が上昇することでアメリカの貿易収支は悪化することになるので、マネタリー・アプローチが成り立つことを示している。

4.6 予測の分散分解

予測の分散分解とは、ある変数の変動に他の変数がどの程度影響しているかを見るための分析手法である。本稿では、韓国のケースにおいては、 tbk の変動に対する rer_k , y_j , y_k , rm_j , rm_k の各変数の相対的な寄与率を、アメリカのケースにおいては、 $tbus$ の変動に対する $rerus$, y_j , yus , rm_j , $rmus$ の各変数の相対的寄与率を見ていくことにする。

まず、韓国のケースが表10に示されている。分散分解によれば、実質為替レートショックの貿易収支 (tbk) 変動への寄与率はきわめて小さいことがわかる。最も大きくても4期と5期の約3.5%程度であり、ほとんど影響を及ぼさない。一方で、日本の所得ショックの貿易収支変動への寄与率が非常に大きいことがわかる。15期目以降は貿易収支自身のショックをも上回り、30期目では50%以上の割合を示している。また、日本の所得ショックの次に大きいのが、韓国の実質貨幣残高ショックの寄与率である。7期目以降は約28%程度を占める結果となった。先のインパルス反応関数でも、日本の貨幣比率ショックは貿易収支にほとんど影響を及ぼさなかったが、分散分解でも非常に小さい割合であることから、貿易収支の変動に影響を及ぼさないことがわかる。

表 10：分散分解（韓国のケース）

期間	<i>tbk</i>	<i>rerk</i>	<i>yj</i>	<i>yk</i>	<i>rmj</i>	<i>rmk</i>
1	100	0	0	0	0	0
2	83.80484	0.650565	3.36686	4.699359	0.693171	6.785201
3	75.76662	1.972541	3.988581	3.59616	0.982043	13.69405
4	69.11661	3.67078	3.524182	3.169319	0.988923	19.53018
5	60.87323	3.589134	7.213868	2.811166	0.954943	24.55766
6	55.52935	3.21458	10.5325	2.572299	0.85718	27.29409
7	51.1417	3.18313	13.3341	2.361768	0.928287	29.05102
8	46.21121	3.12752	18.15925	2.276167	0.876573	29.34929
9	42.35575	3.210009	21.77977	2.258785	0.84789	29.5478
10	38.8769	3.319179	24.91361	2.478692	0.806835	29.60479
15	26.73719	3.146974	36.76144	3.571735	0.547922	29.23474
20	20.072	3.055226	43.3776	4.339937	0.406724	28.74852
25	16.05935	3.002713	47.41845	4.86732	0.322147	28.33002
30	13.42345	2.959187	50.08037	5.221911	0.26659	28.04849

(出所) 推定結果より作成

表 11：分散分解（アメリカのケース）

期間	<i>tbus</i>	<i>rerus</i>	<i>yj</i>	<i>yus</i>	<i>rmj</i>	<i>rmus</i>
1	100	0	0	0	0	0
2	90.84908	0.002063	0.122469	5.036091	0.014715	3.975586
3	74.00245	0.001239	0.64257	16.24988	0.021891	9.081978
4	64.76044	0.16847	0.716617	21.14361	0.061096	13.14977
5	56.47543	0.295401	0.941068	25.41392	0.109592	16.76458
6	51.34581	0.74965	1.045077	27.95494	0.159225	18.7453
7	47.27045	1.539637	1.070392	29.87436	0.224366	20.02079
8	44.09365	2.711246	1.021824	31.5242	0.274701	20.37438
9	41.3354	4.246965	0.940759	32.96525	0.313174	20.19845
10	38.85292	6.06299	0.865779	34.29073	0.333452	19.59413
15	28.55804	16.40714	1.196228	38.83849	0.27994	14.72016
20	21.67927	23.90349	2.161906	40.79736	0.26444	11.19354
25	17.66987	27.79754	2.770833	41.9907	0.453115	9.31794
30	15.37118	29.46253	2.90581	43.18726	0.854857	8.218362

(出所) 推定結果より作成

次に、アメリカのケースの結果が表 11 である。アメリカのケースでは韓国のケースと異なり、実質為替レートの寄与率は徐々に上昇していき 15 期以降は約 15% 以上を占めている。アメリカのケースで最も貿易収支に影響を与えるのは、アメリカの所得ショックである。韓国のケースとは異なり、外国の所得ショックの影響が大きいことがわかる。また、初期においてはアメリカの貨幣比率ショックが高く、7 期目から 9 期目では約 20% に達す

るが、それ以降は低下していく。

韓国およびアメリカのケースで共通していえることは、日本の貿易収支にとって外国の貨幣比率の影響が大きく、自国の貨幣比率の影響は小さいことである。すなわち、自国の貨幣量を増やしても貿易収支にはほとんど影響を及ぼさない可能性を示唆している。

5. まとめ

本稿では、弾力性アプローチ、アブソープション・アプローチ、マネタリー・アプローチにしたがって、実質為替レート、所得、貨幣比率に注目し、日本と韓国およびアメリカとの二国間貿易収支はどのような変数によって決定されるかを、VECM モデルに基づいて検討してきた。これまでに VECM モデルを利用してきた他の研究同様に、単位根検定、共和分検定、グランジャーの因果性検定、インパルス応答関数、予測の分散分解などを行った。最後に、今回の分析からわかったことを簡潔にまとめておく。

(1) 共和分検定の結果、韓国のケースもアメリカのケースも、2つの長期均衡があることが見られる。韓国とのケースでは、長期的には、実質為替レートの上昇、韓国の貨幣比率上昇は貿易収支を改善し、韓国の所得上昇、日本の所得上昇は貿易収支を悪化させることになる。ただし、実質為替レートの上昇と韓国の所得上昇は有意な値をとっていない。また、長期的には、アメリカのケースでは、実質為替レートの上昇、アメリカの貨幣比率上昇は貿易収支を改善させる可能性がある。ただし、有意な値とはなっていない。また、日本の所得上昇は貿易収支を悪化させ、アメリカの所得上昇は貿易収支を改善させる。

(2) 韓国とのケースにおいては、実質為替レートの減価により、貿易収支は4期目までは悪化して、その後は徐々に改善していくため、J-カーブ効果が見られる。アメリカとのケースでは、実質為替レートの減価は初期において影響を及ぼさないが、4期目以降貿易収支を改善させ、その影響は徐々に失われていく。

(3) 日本の所得上昇は、韓国とのケースでは持続的かつ強い影響を持っており、貿易収支を悪化させる。つまり、需要ショックが大きく影響していると考えられる。また、アメリカとのケースでは、アメリカの所得上昇は持続的かつ強い影響を持っており、貿易収支を改善させることから、アメリカの日本製品への需要は大きいものと考えられる。

(4) 韓国とのケースでは、日本の貨幣比率上昇はマネタリー・アプローチが示すような結果を示さなかったが、韓国の貨幣比率上昇は日本の貿易収支を改善させ、韓国側から見ればマネタリー・アプローチが成り立つ結果である。アメリカとのケースでは、日本の貨幣比率上昇は15期目まで貿易収支を改善させ、マネタリー・アプローチとは逆の結果となった。アメリカの貨幣比率上昇は15期目まで日本の貿易収支を改善させ、アメリカ側から

見ればマネタリー・アプローチが成り立つ結果である。ただし、どちらのケースも、日本の貨幣比率の影響は小さいものとなっている。

本稿の主な分析結果は以上のようにまとめられるが、研究の改善の余地がまだまだあるものと思われる。分析の対象をさらに増やしていくことはもちろんのことであるが、異なる計量分析手法を利用すれば異なる結果となるかもしれない。今後も、貿易収支に関する実証分析を積み重ねていくことが必要であると思われる。

謝辞

本稿を作成するにあたって、査読者から非常に有益なコメントをいただいた。ここに感謝の意を記したい。

【 注 】

- (1) 中国との分析は今後の課題とする。
- (2) 輸出比率は輸出額÷輸入額で常に正の値をとり、対数をとることができるが、輸出額－輸入額では負の値をとりうるため、対数をとることができなくなる。
- (3) 本稿では、ADF 検定と PP 検定を用いた。ADF 検定と PP 検定について詳しくは、松浦，コリン・マッケンジー（2001）参照。
- (4) 単位根検定には他に、「データにトレンドも定数項もない」と「データに定数項はあるがトレンドはない」の2つの定式化がある。これら2つの場合においても検証したが、すべての変数についてレベルの水準では「単位根がある」という結果になり、1階の階差をとると「単位根がない」という結果になったため、このまま分析を続けることにする。
- (5) ラグの長さを決定するにあたって、他に尤度比検定がある。
- (6) Kim（2009）の脚注6において、「ラグの長さを短くすることで推定するパラメータを少なくするよりも、ラグの長さを長くすることで推定するパラメーターを多くしたほうが、Johansen の共和分検定にはふさわしいため、SIC や HQ よりも AIC や FPE に基づいてラグの長さを決定したほうがよい」と述べられている。そこで、AIC および FPE に従ってラグの長さを決定する。
- (7) E-Views を用いて共和分検定を行い、2つの長期均衡があるという結果を得た場合、その長期均衡式は2つの値を1と基準化した式を得ることになる。本稿では、貿易収支と日本の貨幣比率を1に基準化した式を示している。ここで注意しなければならないのは、貿易収支と日本の貨幣比率の影響を見ることはできないことである。貿易収支の式においては、日本の貨幣比率は0に基準化される。
- (8) 彼らの分析では、長期的には、日本の実質為替レートの減価は有意にアメリカとの貿易収支を改善させる。
- (9) 羽森（2009）pp129－130において、モデルが適切かを分析するにあたって重要な役割を果たすのは、系列相関の検定であると述べられていることから、この検定を行っている。
- (10) 尤度比検定における統計量の求め方は、尤度比＝ $-2 \times (\text{制約ありの尤度比} - \text{制約なしの尤度比})$ である。なお、尤度比検定はここでは自由度1の χ^2 分布に従って計算を行っている。

【参考文献】

- ・ 羽森茂之 (2009), 「ベーシック計量経済学」 中央経済社
- ・ 松浦克己, コリン・マッケンジー (2001), 「Eviews による計量経済分析—実戦的活用法と日本経済の実証分析」 東洋経済新報社
- ・ Backus, D.K. (1998), “*The Japanese trade balance: recent history and future prospects,*” *Japan and the World Economy*, 10, pp 409 – 420
- ・ Bahmani-Oskooee, M. and Alse, J. (1994), “*Short-run versus long-run effects of devaluation: error correction modeling and cointegration,*” *Eastern Economic Journal*, 20 (4), pp 453 – 464
- ・ Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G.G. (2003), “*A disaggregated approach to test the J-curve phenomenon: Japan vs her major trading partners,*” *Journal of Economics and Finance*, 27, pp 102 – 113
- ・ Bahmani-Oskooee, M. and Hegerty, S.W. (2010), “*The J- and S-curves: a survey of the recent literature,*” *Journal of Economic Studies*, 37 (6), pp 580 – 596
- ・ Bahmani-Oskooee, M. and Niroomand, F. (1998), “*Long-run price elasticities and the Marshall-Lerner condition revisited,*” *Economic Letters*, 61, pp 101 – 109
- ・ Bahmani-Oskooee, M. and Ratha, A. (2004), “*The J-curve: a literature review,*” *Applied Economics*, 36, pp 1377 – 1398
- ・ Gupta-Kapoor, A. and Ramakrishnan, U. (1999), “*Is there a J-curve? A new estimation for Japan,*” *International Economic Journal*, 13, 71 – 79
- ・ Himarios, D. (1985), “*The effects of devaluation on the trade balance: a critical view and reexamination of Mile’s (New Results),*” *Journal of international Money and Finance*, 4, pp 553 – 563
- ・ Hsing, H.M. and Savvides, A. (1996), “*Does a J-curve exist for Korea and Taiwan?,*” *Open Economies Review*, 7, pp 126 – 145
- ・ Johansen, S. and Juselius, K. (1990), “*Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money,*” *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52, pp 169 – 210
- ・ Krugman, P.R. and Baldwin, R.E. (1987), “*The persistence of the US trade deficit flows,*” *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp 1 – 43
- ・ Kim, A. (2009), “*An empirical analysis of Korea’s trade imbalances with the US and Japan,*” *Journal of the Asia Pacific Economy*, 14, pp 211 – 226
- ・ Magee, S.P. (1973), “*Currency Contracts, pass through and devaluation,*” *Brooking Papers on Economic Activity*, 1, pp 303 – 325
- ・ Miles, M.A. (1979), “*The effects of devaluation on the trade balance and the balance of payments: some new results,*” *Journal of Political Economy*, 87 (3), pp 600 – 620
- ・ Pesaran, M.H., Shin, Y. and Smith R.J. (2001), “*Bounds testing approaches to the analysis of level relationships,*” *Journal of Applied Econometrics*, 16 (3), pp 289 – 326
- ・ Sims, C.A. (1980), “*Macroeconomics and reality,*” *Econometrica*, 48, pp 1 – 48
- ・ Tsen, W.H. (2011), “*Bilateral trade balances: Evidence from Malaysia,*” *Asian Economic Journal*, 25, p 227 – 244
- ・ Rose, A.K. and Yellen, J.L. (1989), “*Is there a J-curve?,*” *Journal of Monetary Economics*, 24, pp 53 – 68